

**UNIVERSITE DE MONTREAL**  
**Faculté des Arts et Sciences**  
**Département de Sciences Économiques**

**ÉTUDE EMPIRIQUE DES DÉTERMINANTS DE L'INFLATION AU BURUNDI**

Rapport de recherche pour l'obtention du diplôme  
de Maîtrise en Sciences Économiques

**Étudiant** : Cyrille NSENGIYUMVA

**Directeur** : Benoit PERRON

**Juin 2011**

**Remerciements**

Au terme de mon travail de fin d'études, il serait ingrat de ma part de ne pas reconnaître publiquement le soutien des uns et des autres. Mes remerciements s'adressent aux professeurs et au personnel administratif du Département de Sciences économiques tout particulièrement à Monsieur Benoit PERRON qui a accepté très spontanément de diriger ma recherche et qui s'est acquitté de son devoir avec rigueur et bonne foi. Je ne manquerais pas non plus de souligner ici les conseils et les encouragements bénéficiés de la part de mes amis et collègues lesquels m'ont été on ne peut plus importants. Enfin et surtout, que le fruit de mon effort compense l'effort de mon bailleur!

## Dédicace

A Ida, Sancta Cyrie et Trinitas Charma;  
A ma regrettée mère et à mon Papa;  
A mes Frères et Sœurs;  
A tout autre qui m'est cher!

## Résumé

La maîtrise de l'inflation est un des principaux défis posés à bon nombre de banques centrales dont la Banque de la République du Burundi. Dès lors, caractériser l'inflation est un préalable pour réussir ce pari non moins ambitieux. Notre travail se propose d'analyser si les facteurs couramment rapportés dans la littérature seraient aussi explicatifs de l'inflation au Burundi. Grâce à un modèle VAR(3) à 5 variables estimé sur des données annuelles de 1975 à 2008, nous avons identifié que le niveau général des prix dépendrait dans ce pays, de l'évolution du prix du pétrole, du taux de change effectif, du PIB, du taux d'intérêt de court terme dans une moindre mesure mais aussi et surtout des actions directes de hausse des prix. Ce modèle qui passe quelques tests de validation donne également de bons résultats pour la prévision en échantillon. A part les chocs du taux d'intérêt qui ne sont pas significatifs, l'indice des prix à la consommation répond aux chocs émanant de toutes les autres variables ci haut indiquées. A l'exception du PIB dont les effets durent 2 ans, les effets des autres variables n'excèdent pas 1 an. La décomposition de la variance quant à elle, révèle encore une fois la primauté des actions directes sur les prix suivies du PIB alors que les parts revenant aux autres variables ne sont pas statistiquement significatives. Comme les prix des produits de base sont réglementés par l'État, ce dernier devrait limiter ses interventions visant la hausse des prix à cause des taxes levées pour équilibrer son budget de fonctionnement. Il devrait accroître la production, attirer les capitaux étrangers en faisant preuve de bonne gouvernance politique et économique.

**Mots clés :** Inflation, modèle VAR, Banque de la République du Burundi.

## Tables des matières

Section1 : Introduction générale .....	5
Section 2 : Revue de la littérature.....	7
Section 3 : Traitement des données .....	9
3.1. Choix des variables et de la spécification .....	9
3.2. Estimation du modèle .....	12
3.2.1. Stationnarité des variables.....	12
3.2.2. Cointégration.....	13
3.2.3. Estimation et validation.....	14
Section 4 : Étude des chocs et prévision .....	22
4.1. Modèle structurel.....	22
4.2. Interprétation des chocs.....	22
4.3. Fonctions de réponses .....	24
4.4. Décomposition de la variance .....	27
4.5. Prévision.....	28
Section 5 : Conclusion générale et recommandations .....	29
Références bibliographiques .....	31
Annexe1 : Stationnarité des variables .....	33
Annexe 2 : Le modèle au complet .....	35

## **Section1 : Introduction générale**

L'inflation est une variable macroéconomique importante pouvant être utilisée, au côté d'autres indicateurs comme le taux de chômage et le taux de croissance du PIB pour juger de la performance globale d'une économie. Si des taux d'inflation élevés ont été observés dans les pays du Nord comme du Sud, il semble qu'en général le phénomène est plus fréquent dans le Sud; les pays avancés semblent l'avoir maîtrisé actuellement. Beaucoup de pays avancés parviennent à contenir le niveau d'inflation dans une fourchette cible de façon durable alors que dans plusieurs pays en développement, les taux d'inflation sont à la fois élevés et instables. De façon générale, des taux élevés d'inflation découragent les investissements au détriment d'activités spéculatives non génératrices de la croissance. En effet, les agents économiques sont réticents face à des contrats nominaux de longue durée ou exigent des conditions difficilement réalisables comme des taux d'intérêts trop élevés pour se couvrir du risque de pertes liées à l'inflation ou comment profiter de l'inflation notamment en négociant des salaires indexés. La désinflation s'accompagne malheureusement d'une baisse de la production. Quant à la volatilité, l'agent aura tendance à négocier sa rémunération en supposant la hausse future de l'inflation pour sa couverture. Il s'entend donc que l'idéal serait des niveaux à la fois bas et stables pour l'inflation. A cause notamment de cet impact négatif entre inflation et production d'une part et ce coût de désinflation d'autre part, les pouvoirs publics ont vite compris que la maîtrise du niveau et de l'évolution de l'inflation est un des défis aussi grands que permanents posés aux pays dont ils ont la charge de gérer. Ainsi, la lutte contre l'inflation apparaît comme l'une des principales missions assignées à pas mal de banques centrales. Le Federal Reserve Act amendé en 1978 dispose que « l'objectif confié à la Fed est d'assurer le plein emploi, la stabilité des prix et la modération des taux d'intérêt ». Beaucoup plus explicite, l'article 105 du Traité de Maastricht stipule que l'objectif principal de la Banque Centrale d'Europe doit être de maintenir la stabilité des prix. Greenspan(1990) définit la stabilité des prix comme une situation durant laquelle le taux d'évolution anticipé du niveau général des prix cesse d'être un facteur de décision dans les choix des individus et des firmes. Cette définition nous paraît assez satisfaisante et traduit l'essence même de l'esprit de la mission confiée à l'Autorité monétaire centrale. Au Burundi, la stabilisation des prix fait partie intégrante des attributions de la Banque de la République du Burundi. Selon la littérature consultée, il n'y a aucune publication qui traite de l'inflation monétaire sur ce pays. Notre travail vise à combler ce vide dans un pays où justement l'inflation inquiète

plus d'un. Notre but n'est pas de recenser toutes les causes de l'inflation mais de tester si certaines de celles rencontrées couramment dans la littérature y sont vérifiées. Comment répond l'inflation aux chocs touchant ses différentes variables explicatives et combien de temps minimal requis pour que les effets de pareils chocs puissent s'estomper? Enfin, compte tenu de la dynamique du phénomène, à quels niveaux peut-on s'attendre dans l'avenir? Notre contribution est d'apporter de la lumière à toutes ces questions lesquelles intéressent certainement la Banque de la République du Burundi.

Après cette introduction générale, la deuxième section se consacre à la revue de la littérature pour nous apprendre des causes classiques et des méthodes empiriques utilisées pour traiter cette question. Quant à la 3<sup>e</sup> section, elle discute du choix des variables, de la source des données et de la procédure économétrique utilisées pour notre travail. Le modèle étant estimé et validé, nous étudierons avec la 4<sup>e</sup> section la réponse de l'inflation aux différentes chocs, la décomposition de sa variance ainsi que la prévision. Enfin, la conclusion générale et les recommandations constituent la section 5 qui termine notre travail.

## Section 2 : Revue de la littérature

L'intérêt suscité par le phénomène de l'inflation ne date pas d'hier. Dès 1958, Phillips constate une relation empirique négative entre le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage au Royaume-Uni sur des données couvrant la période 1861-1957. Cette relation plus couramment connue sous l'appellation de courbe de Phillips a bénéficié de plusieurs améliorations à travers le temps dont la plus importante est due à Friedman et Phelps en 1968. Ces deux auteurs ont introduit pour la première fois l'idée d'attentes donnant lieu à la courbe de Phillips augmentée (des anticipations du taux d'inflation). Ce sont eux également qui ont enrichi ce concept par les notions de niveau naturel de la production et des écarts par rapport à ce niveau pour les différentes dates (les déviations du PIB). Dans la suite, on mentionnerait aussi les travaux de Taylor (1980), Calvo (1983), Fuhrer et Moore (1995), Mankiw et Reis (2002) ainsi que Christiano et al (2005). Sans devoir retracer systématiquement l'historique de la science économique sur cet aspect, la version actuelle dite courbe de Phillips néokeynésienne hybride (NKPC) combine désormais adéquatement inflation courante, retardée et PIB sans oublier les anticipations appliquées à ces 2 variables. Pour ce qui nous intéresse, nous retenons la relation entre l'inflation courante, ses valeurs retardées et anticipées ainsi que le PIB.

A part ces nombreux écrits sur l'inflation à travers la courbe de Phillips, nous avons consulté bon nombre d'autres articles parlant de la relation de l'inflation avec le taux de change. Ce canal de transmission transfrontalière de l'inflation beaucoup plus connu sous le terme anglais *pass-through* désignait traditionnellement les effets de la variation du taux de change nominal sur les prix des importations exprimées en monnaie domestique. Une définition large du même concept étend l'analyse de ces effets non pas seulement sur les prix à l'importation mais plutôt sur l'indice des prix à la consommation. Comme le taux de change ne saurait être la seule variable explicative de l'inflation, l'inclusion d'autres variables amène inévitablement à construire un modèle complet. L'impact des variations du taux de change sur les prix à l'exportation (voir Radwa Zackey Zeid, 2008) revient à la même analyse en changeant seulement le rôle d'étranger et domestique entre les pays partenaires. Certaines études sont faites sur un pays quand d'autres le sont sur un groupe d'États. La nature et le nombre de variables utilisées ainsi que le type de spécification varient d'une étude à l'autre. Toutefois, les spécifications se regroupent en trois types : les modèles à une seule équation, les vecteurs autorégressifs et les vecteurs à correction d'erreur. Dans la 1<sup>ère</sup> catégorie, on



citerait l'étude de Jordi Gali et Mark Gertler(1999), Sahminan (2002), John F.Boschen et Charles L. Weise(2003) ainsi que James H. Stock et Mark W. Watson (2007). Pour les modèles avec vecteurs autorégressifs, nous avons consulté An Lian(2006) ainsi que Cogley et Sbordone(2008) dans ce groupe. Enfin pour la dernière catégorie, les travaux réalisés par Felix P.H. et Michael S(2002) sur l'Allemagne, la France, l'Italie, l'Espagne et les Pays Bas ont retenu notre attention. Signalons en passant la méthodologie tout à fait différente de celles qui précèdent utilisant des modèles d'équilibre général avec des fondements microéconomiques. Avec un tel modèle, on résout simultanément le problème d'optimisation de chacun des agents en présence afin de tenir compte de l'endogénéité des variables macroéconomiques (voir H. Bouakez et N.Rebei en 2008). Comme déjà dit en introduction, il n'existe pas de publications sur ce thème pour le Burundi. Nous avons trouvé un travail effectué sur l'inflation alimentaire par Libérat MFUMUKEKO et Olivier GAHUNGERE(2009) dans le cadre d'une étude commandée par le FAO. Ils ont utilisé un modèle ARMA sur des données annuelles de l'indice des prix à la consommation de 1996 à 2008. S'il est vrai que leur modèle permet une bonne prévision de l'inflation alimentaire, il nous paraît moins réaliste d'un point de vue de la théorie économique d'utiliser un modèle ARMA pour notre étude. Dans son étude sur la politique monétaire dans les pays du G7, Taylor(1993), a mis en évidence que les banques centrales de ces pays utilisent le taux d'intérêt de court terme pour assurer la stabilité des prix et du PIB. Cette stabilité s'appréhende par rapport à la cible de l'inflation à long terme et à la notion de PIB potentiel. Concevoir un modèle qui ne fait pas ressortir explicitement de tels éléments quand on sait la renommée scientifique accordée à la règle de Taylor nous semble trop simpliste. L'abondante littérature sur la courbe de Phillips déjà présentée milite aussi pour notre critique d'une telle spécification.

## **Section 3 : Traitement des données**

### **3.1. Choix des variables et de la spécification**

L'inflation peut être mesurée de plusieurs façons dont notamment l'indice des prix à la consommation, le déflateur du PIB, l'indice des prix de la production industrielle. Pour ce qui est de l'indice des prix à la consommation, les Services statistiques définissent d'abord un panier de biens et services jugés représentatifs (car lié aux habitudes de consommation) de la consommation des ménages; on pourrait l'appréhender comme la construction fictive d'un bien composite représentatif. Il peut arriver que les Services statistiques utilisent un IPC modifié par l'exclusion de quelques catégories de biens et services jugés trop volatiles. Tel est le cas pour les produits alimentaires et le pétrole. Cet indice est basé sur les prix au consommateur lesquels renferment souvent des subventions et taxes. A l'opposé, l'indice des prix de la production industrielle se réfère au niveau général des prix des intrants excluant l'effet de ces interventions étatiques. Quant au déflateur du PIB ou indice implicite des prix du PIB, il mesure l'évolution des prix de tous les biens et services entrant dans le calcul du PIB entre une période courante et celle de référence.

La Banque de la République du Burundi suit l'évolution économique et financière du pays sur base de 6 composantes dont l'évolution des prix. L'indicateur utilisé pour cette dernière est l'indice des prix à la consommation. Les données sur l'indice des prix à la production industrielle ne sont disponibles qu'à partir de 1991; ce qui réduirait sensiblement la taille de notre échantillon. Pour ces raisons, nous utiliserons l'indice des prix à la consommation pour notre étude. Le panier de référence se compose de 139 produits alimentaires ou hors-alimentation répartis en 8 catégories. L'inflation alimentaire à elle seule compte pour 51,9 contre 48,1% pour toutes les autres composantes de produits et services hors alimentation. Cela étant, quelles variables explicatives faut-il retenir?

La littérature consultée, quoi que divergente tant sur l'angle sous lequel l'inflation est traitée (courbe de Phillips ou pass-through) que dans le temps et dans l'espace, elle nous fournit de l'information très utile. Celle-ci a trait aux variables et à la spécification utilisées pour expliquer l'inflation; donc les facteurs explicatifs de l'inflation et les méthodes économétriques employées par les uns et les autres. En dépit des différences observées d'un auteur à l'autre, certaines variables sont toujours au rendez-vous et seront utilisées dans notre propre travail : le prix du pétrole, le taux d'intérêt, le taux de

change, les déviations du PIB par rapport au PIB potentiel, le déficit budgétaire, la tendance de long terme de l'inflation et bien entendu l'indice des prix à la consommation. La théorie économique semble s'accommoder avec un tel choix. En effet, l'inflation dépend entre autres d'un déséquilibre entre l'offre et la demande agrégées. Faute de données sur ces 2 agrégats, le prix du pétrole et les variations du PIB paraissent être des proxies respectifs assez recommandables en termes de chocs. De plus, on sait que la règle de Taylor que l'Autorité monétaire semble se servir met en relation le taux d'intérêt de court terme, le taux d'inflation et le PIB; ces 2 dernières variables étant constamment comparées à leurs niveaux respectifs de long terme. En outre, le taux d'intérêt apparaissant comme le prix de la monnaie (vue comme tout autre bien) ne devrait pas manquer dans le modèle. Sur base de ce qui précède, nous retenons le taux d'intérêt de court terme, les déviations du PIB et la tendance de long terme de l'inflation. De même, comme déjà montré la littérature économique abonde de publications sur le phénomène de pass-through. Présent dans toutes les Économies, il sied de rappeler qu'il est plus élevé dans les pays caractérisés par une forte inflation (tel le Burundi) comme le montrent les conclusions d'An Lian (2006). Comment se passer dès lors de la variable taux de change pour un pays ouvert au commerce extérieur et dont l'inflation est encore loin d'être maîtrisée? Enfin, certains pays recourent discrètement à la planche à billets pour éponger les déficits augmentant de ce fait l'inflation.

A cause du manque de données sur l'indice des prix à l'importation, et l'indice des prix à la production industrielle, nous ne pouvons pas appréhender nettement le degré du caractère oligopolistique du secteur de l'importation et partant la part de l'inflation liée à l'état des structures socio-économiques cad le rapport des forces sociales (comme les syndicats, associations de protection des consommateurs, la qualité des institutions étatiques de réglementation économique,...) et économiques (le positionnement du marché d'importation par rapport à la situation de pure concurrence et de pur monopole). C'est toujours le manque de données qui ne nous a pas permis de tester si les élections électorales présentent un impact sur le niveau d'inflation au Burundi. De même, le fait que les agrégats monétaires (M1-M3) ne sont rapportés que pour une très petite partie de l'échantillon (depuis 2000), ne nous permet pas de vérifier si la politique monétaire n'utilise plutôt ces outils et non le taux d'intérêt surtout que ce dernier se révèle moins important dans notre modèle (voir fonctions de réponses et décomposition de la variance). Enfin, s'il est vrai que les prix d'une Économie importatrice peuvent augmenter à cause des variations du taux de change, l'augmentation pourrait aussi être

induite par la hausse des prix dans le pays exportateur (pression de la demande dans le pays étranger, hausse des coûts). Afin de vérifier cette idée par ailleurs soutenue par Sahminan (2002), sur base de la structure des importations nous avons construit un niveau général des prix d'un pays étranger partenaire représentatif (fictif, artificiel) dans lequel l'IPC de chaque pays contribuerait selon son poids dans la structure des échanges. Vu que la régression incluant cette variable souffrait de problème de colinéarité entre le taux d'intérêt et cette variable ainsi construite, nous avons dû exclure cette dernière. En somme, à cette étape de choix des variables, nous retenons pour notre étude 7 variables à savoir : l'indice des prix à la consommation, le prix du pétrole, le taux de change, les déviations du PIB, le déficit budgétaire, la tendance de long terme de l'inflation et le taux d'intérêt de court terme. La série sur le prix du pétrole (cours mondiaux) a été extraite du site de la Conférence des nations unies sur le commerce et le développement(CNUCED) alors que toutes les autres séries ont été importées à partir du site du Fonds Monétaire International. A l' exception du taux d'intérêt et du déficit budgétaire, les données sont transformées en logarithme et le filtre de Hodrick et Prescott nous a permis de générer les déviations du PIB et la tendance de l'inflation après cette première transformation. D'une fréquence annuelle, ces données s'étendent sur la période 1975–2008 avec l'année 2005 comme base. La longueur de l'échantillon ainsi que la fréquence nous sont imposées par la disponibilité des données. Cependant, les résultats sur l'étude de la cointégration et les premières régressions économétriques effectuées nous obligeront à exclure la tendance de l'inflation et le déficit budgétaire (voir 3.2.2 et 3.2.3) pour retenir en définitive un modèle VAR à 5 variables : l' IPC, le prix du pétrole, le taux de change effectif, le PIBgap et le taux d' intérêt.

Quant à la spécification, ces quelques considérations méritent d'être partagées avec le lecteur. Les premiers travaux, pour la plupart, ont utilisé un modèle de régression linéaire par moindres carrés ordinaires sur une seule équation comme déjà illustré plus haut. La spécification utilisée par John F. Boschen Charles L. Weise(2003) revêt un caractère particulier car aucun autre auteur parmi ceux lus, n'utilise la variable expliquée avec des valeurs limitées. Cependant, le découpage de la période d' étude en des épisodes de hausse de l' inflation pour distinguer les valeur 1 et 0 de la variable à expliquer lui enlève le caractère continu. Cette discrétisation fait perdre de l'information. Pour notre travail, n'ayant pu obtenir des données annuelles que sur 34 ans, cette technique aggraverait le manque d'information lié à la taille de l'échantillon. Plus

généralement, la simultanéité marquant les variables macroéconomiques a été à la base des reproches adressés à ce type de modèles.

Ainsi, ont apparu dans la suite la génération de la spécification VAR pour tenir compte à la fois de la simultanéité et de l'auto corrélation temporelle. La variable inflation n'échappe pas à la caractéristique d'auto corrélation temporelle; on rappelle que pas mal d'auteurs voulant expliquer la persistance de l'inflation ont suggéré l'inclusion des valeurs passées de l'inflation. Cette propriété se retrouve aussi chez les variables explicatives ci haut indiquées. Il s'entend dès lors que l'inclusion des retards pour les différentes variables est inévitable. Il est aussi clair que les variables explicatives présentent cette propriété de simultanéité avec l'inflation et entre elles mêmes.

Hélas, les séries chronologiques étant généralement non stationnaires, l'estimation en niveau serait erronée. Le recours à une estimation sur des variables en différences s'accompagne malheureusement d'une perte d'information. C'est pour cela notamment que certains auteurs ont alors proposé l'usage des modèles multivariés à correction d'erreur (VECM). Mais cette fois ci la tâche d'identification exacte du nombre des relations de cointégration entre variables semble toujours poser problème.

Si nous pouvons écarter dès à présent l'utilisation d'une seule équation, le choix entre VAR et VECM pourrait demeurer discutable car d'un point de vue théorique, chacune des ces deux spécifications présente des avantages et des inconvénients. Cependant, après analyse de la cointégration des variables comme vous pouvez le constater dans les pages qui suivent, nous avons décidé d'opter pour un modèle VAR.

## **3.2. Estimation du modèle**

### **3.2.1. Stationnarité des variables**

La procédure utilisée pour toutes les 7 variables est la même : choix de la valeur du nombre de retards  $p$ , application de 3 tests à savoir Dickey-Fuller augmenté, DF-GLS, Phillips-Perron. Pour la sensibilité des tests aux retards, j'ai utilisé à la fois les retards suggérés par la commande varsoc et ceux proposés par le test DF-GLS (MAIC, SC, Ng-Perron). La règle de décision pour déterminer l'ordre d'intégration d'une variable est que celle-ci passe au moins 2 tests sur les 3 au seuil de significativité de 5%. Ainsi, nous avons conclu que 5 variables sont intégrées d'ordre 1 à savoir: l'indice des prix à la consommation, sa tendance de long terme, le taux de change effectif, le prix du pétrole et le taux d'intérêt alors que les déviations du PIB et le déficit budgétaire sont

stationnaires. Le tableau à l'annexe 1 récapitule les résultats des 3 tests pour les variables en niveau et en différences. Nous allons tester la cointégration pour les 5 variables.

### 3.2.2. Cointégration

Nous utilisons la méthode de Johansen et le rang de la matrice  $\Pi$  nous sert de règle pour déduire le nombre de relations de cointégration. Afin d'évaluer la sensibilité des résultats du test de Johansen sur nos données en fonction du nombre de retards considérés, nous utilisons plusieurs valeurs. Suite au problème de colinéarité, la valeur maximale possible est limitée automatiquement par Stata à 4 retards. Le test effectué avec 4 retards puis avec 3 ne donne pas explicitement le nombre de vecteurs de cointégration; ce qui nous suggère de considérer que les 5 variables sont stationnaires en niveau. Ceci est en contradiction avec les résultats déjà établis au niveau de l'étude de la stationnarité. Avec 2 retards, les résultats nous suggèrent de considérer 2 relations de cointégration. Le modèle VECM estimé dans la suite (les 2 variables  $I(0)$  y compris) présente beaucoup de problèmes :

- la quasi totalité des coefficients du modèle ne sont pas significatifs;
- l'indice des prix et sa tendance sont cointégrées avec des variables qui sont pourtant stationnaires cad  $\log PIB_{gap}$  et  $Deficit PIB$ ; ce qui n'a pas de sens;
- l'estimation de la matrice  $\beta$  ne confirme pas la relation de cointégration attendue entre l'indice des prix et sa tendance de long terme.

De ce qui précède, nous ne pouvons pas retenir un tel modèle. En réduisant encore le nombre de retards à 1, le test indique au seuil de 5%, la valeur  $r^*=1$ . Le VECM en découlant est sans aucun retard (car  $lag=1$  pour VAR implique  $1-1=0$  lag pour le VECM). On obtient un système de 7 équations où chacune est expliquée par une constante seulement. Encore une fois, nous laissons tomber ce modèle.

Précisons en passant qu'au seuil de 1%, les résultats du test suggère  $r^*=0$  cad absence de cointégration et donc d'estimer un modèle VAR en différences.

Comme l'étude de la cointégration en faisant varier le nombre de retards ne nous permet pas de conclure, nous allons voir si l'exclusion de quelques variables peut résoudre ce problème. Il importe de préciser qu'en plus de l'exclusion d'une variable, on combinera toujours avec la sensibilité au nombre de retards pour plus de rigueur. Ceci nous amène à refaire la procédure de test similaire à celle-ci haut présentée. Trois modèles ont été essayés : sans la variable déficit budgétaire, sans la variable tendance, sans les 2 variables à la fois.

Comme le modèle omettant la variable  $Deficit PIB$  utilise le rang identifié par toutes les 5 variables  $I(1)$ , il aboutit à la même conclusion que la procédure effectuée ci haut :  $r^*=0$  pour une estimation du rang avec 1 retard à 1%.

Le modèle excluant la tendance, en plus des 3 problèmes relevés à la page précédente, révèle un autre s'il est estimé avec 5 retards : le nombre de paramètres à estimer est élevé face à un faible nombre d'observations. Après avoir baissé graduellement le nombre de retards, les résultats du test suggèrent finalement avec 2 retards 0 comme

valeur du rang  $r$  aussi bien à 5 qu'à 1%. Ceci nous recommande une spécification VAR en différences premières.

L'identification du nombre de relations de cointégration pour le modèle excluant à la fois les variables déficit budgétaire et tendance donne exactement ce résultat précédent ( $r^*=0$  à 1% et à 5 %).

Enfin, nous ne trouvons pas logique de tenter d'exclure une quelconque autre variable parmi celles qui restent. Face à ces résultats qui ne peuvent pas déterminer le nombre de relations de cointégration d'une part et d'autre part les problèmes relevés dans un modèle VECM estimé s'il arrive qu'une valeur du rang de la matrice soit proposée par le test, nous pensons qu'il ne serait pas justifié d'estimer un modèle VECM. En plus, comme il a été déjà établi que 5 variables ne sont pas stationnaires, on ne peut pas prétendre à un VAR en niveaux. Par ailleurs, les scénarios de modèles ci haut présentés tendent tous en jouant sur le nombre de retards, à suggérer une valeur de  $r$  égale à 0 (et non 5); donc à suggérer un VAR en différences et non en niveaux. Pour ces raisons, nous optons pour une spécification VAR en premières différences pour les variables non stationnaires en niveaux. En revanche, nous ne pouvons pas maintenir dans un même vecteur l'indice des prix et sa tendance de long terme même si le test de Johansen n'indique pas la relation de cointégration reconnue d'un point de vue économique entre ces 2 variables. Il s'entend que c'est la variable tendance qui doit être exclue pour estimer un modèle VAR à 6 variables.

### 3.2.3. Estimation et validation

Les critères AIC, HQIC et SBIC suggèrent tous 4 retards.

L'estimation d'un modèle VAR(4) avec ou sans constante possède des racines hors du cercle unitaire. En réduisant le nombre de retards, un VAR(3) avec constante est stable (les racines dans le cercle unitaire) mais rien ne justifie d'inclure la variable Déficit PIB dans le vecteur car:

- \* aucun de ses retards n'est significatif dans l'équation de  $d\log IPC$ ;
- \* les coefficients dans son équation ne sont pas conjointement significatifs;
- \* ses chocs n'ont aucun effet sur l'indice des prix;
- \* elle n'a aucune part dans la décomposition de la variance de l'indice.

On doit donc l'exclure du vecteur et on reste avec un VAR à 5 variables.

On constate, après régression, que tout VAR( $p$ ) à 5 variables avec constante est non stable pour toute valeur de  $p$  entre 2 et 5. Quant au VAR(2) avec constante, il souffre d'un sérieux problème de significativité dans ses coefficients même s'il est globalement stable (racines). Par contre, un VAR(3) sans constante apparaît plus appréciable car échappant aux défauts ci haut cités pour le VAR(2) avec constante. Nous retenons ce modèle pour lequel nous présentons les résultats de l'estimation et des tests de validation. Nous présentons ici la seule équation de l'indice des prix tout en offrant la possibilité de consulter le résultat complet de l'estimation de toutes les 5 équations à l'annexe 2.

## Vector autoregression

Sample: 1979 - 2008	No. of obs	=	30
Log likelihood = 124.169	AIC	=	-3.27793
FPE = 4.25e-08	HQIC	=	-2.157293
Det(Sigma_ml) = 1.75e-10	SBIC	=	.2250631

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
----------	-------	------	------	------	--------

dlogIPC	15	.065221	0.8760	211.8991	0.0000
dlogPetrole	15	.261766	0.5546	37.36131	0.0011
dlogtxchange	15	.132224	0.5500	36.67103	0.0014
logPIBgap	15	.049216	0.4815	27.8581	0.0225
dtxInteret	15	1.32435	0.3531	16.3755	0.3575

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
--	-------	-----------	---	------	----------------------

dlogIPC						
dlogIPC						
L1.	.442865	.1285326	3.45	0.001	.1909457	.6947842
L2.	.2777436	.1383409	2.01	0.045	.0066004	.5488867
L3.	.1923993	.1394121	1.38	0.168	-.0808434	.465642
dlogPetrole						
L1.	-.0420606	.0433698	-0.97	0.332	-.1270639	.0429427
L2.	.0671889	.0427592	1.57	0.116	-.0166176	.1509953
L3.	-.1968286	.0463019	-4.25	0.000	-.2875788	-.1060785
dlogtxchange						



L1.		-.0725401	.090302	-0.80	0.422	-.2495287	.1044485
L2.		.1627928	.0810897	2.01	0.045	.00386	.3217256
L3.		-.0633487	.0867716	-0.73	0.465	-.2334179	.1067205
logPIBgap							
L1.		-1.206019	.2966175	-4.07	0.000	-1.787379	-.6246594
L2.		.4638398	.230534	2.01	0.044	.0120014	.9156781
L3.		-.2105828	.2529808	-0.83	0.405	-.7064159	.2852504
dtxInteret							
L1.		-.0062041	.0089949	-0.69	0.490	-.0238339	.0114257
L2.		-.0315307	.0096299	-3.27	0.001	-.0504049	-.0126564
L3.		.0661307	.014192	4.66	0.000	.0383149	.0939466
-----+-----							

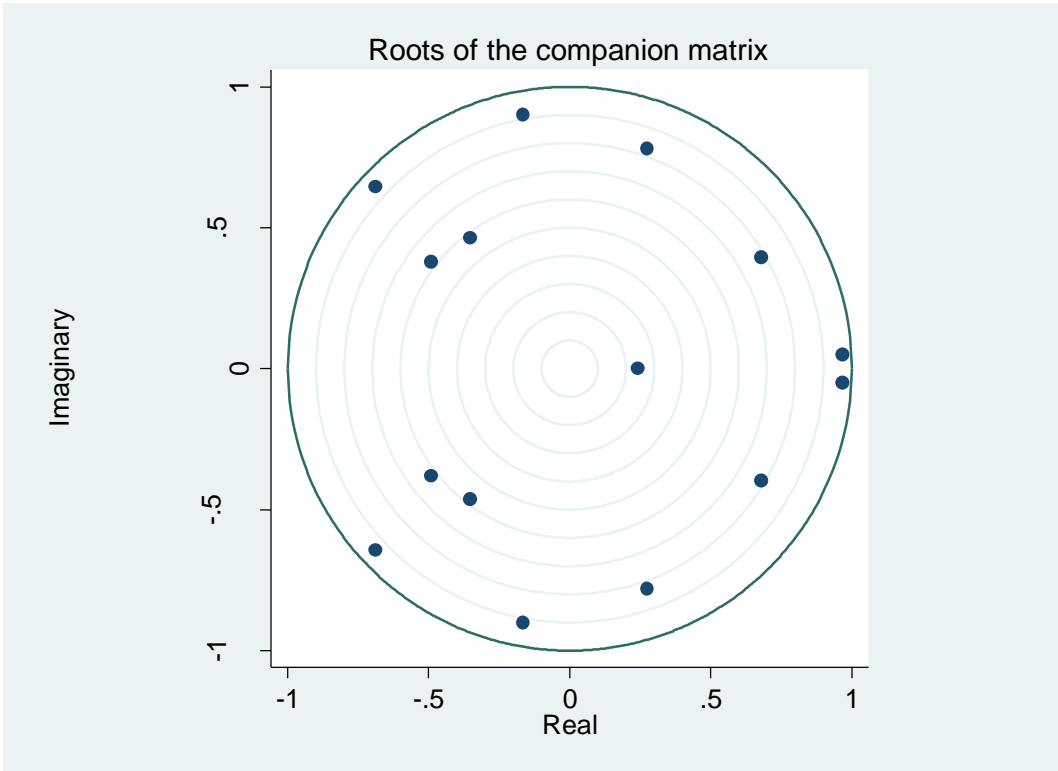
### Causalité entre variables

Granger causality Wald tests

+-----+						
	Equation	Excluded		chi2	df Prob > chi2	
	-----+-----					
	dlogIPC	dlogPetrole		18.393	3 0.000	
	dlogIPC	dlogtxchange		4.3147	3 0.229	
	dlogIPC	logPIBgap		22.327	3 0.000	
	dlogIPC	dtxInteret		33.47	3 0.000	
	dlogIPC	ALL		65.489	12 0.000	
	-----+-----					
	dlogPetrole	dlogIPC		3.4011	3 0.334	
	dlogPetrole	dlogtxchange		12.994	3 0.005	



Stabilité des paramètres



Eigenvalue stability condition

+-----+		
Eigenvalue	Modulus	
+-----+		
.9671614 + .04947441i	.968426	
.9671614 - .04947441i	.968426	
-.6897146 + .6446505i	.944077	
-.6897146 - .6446505i	.944077	
-.165452 + .9006467i	.915718	
-.165452 - .9006467i	.915718	
.2740705 + .7804974i	.827219	

```

|   .2740705 - .7804974i   |   .827219   |
|   .6776162 + .3958476i   |   .784767   |
|   .6776162 - .3958476i   |   .784767   |
|   -.491243 + .3798542i   |   .620974   |
|   -.491243 - .3798542i   |   .620974   |
|   -.3526074 + .462896i   |   .581897   |
|   -.3526074 - .462896i   |   .581897   |
|   .239888                |   .239888   |

```

```

+-----+

```

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

VAR satisfies stability condition.

On voit que les racines sont à l'intérieur du cercle unitaire.

### Test d'autocorrélation des résidus

On recueille les résidus de chaque équation après régression et on les soumet individuellement aux tests de Box Pierce et Bartlett.

Test de Box Pierce

	ResIPC	ResPetrole	ResChange	ResPIB	ResInteret
Statistique	22.6287	16.4514	6.1415	21.5134	36.4775
P_value	0.0923	0.3527	0.9773	0.1212	0.0015

Le test de Box Pierce ne peut pas rejeter l'absence d'autocorrélation sauf pour le cas des résidus provenant de la régression de la variable taux d'intérêt. Ce test est réalisé jusqu'au 15<sup>e</sup> retard qui correspond à la valeur optimal suggéré par défaut pour ce test :  $\min((T/2)-2; 40)$ . Dans la suite, l'analyse de l'autocorrélogramme des résidus de cette variable montre qu'il subsiste une faible autocorrélation au 6<sup>e</sup> retard. Qu'en est-il du test de Bartlett?

## Synthèse des résultats du test de Bartlett

	ResIPC	ResPetrole	ResChange	ResPIB	ResInteret
Statistique	0.87	0.55	0.36	0.86	1.11
P_value	0.4364	0.9183	0.9995	0.4438	0.1668

D'après le test de Bartlett, on constate que les erreurs (prises individuellement équation par équation) provenant de l'estimation des 5 équations sont des bruits blancs; même celles de la régression du taux d'intérêt.

De même, sur base d'un test d'autocorrélation sur les résidus des équations de tout le modèle pris conjointement, on constate qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Voici les résultats du test de Lagrange.

## Lagrange-multiplier test

+-----+				
lag	chi2	df	Prob > chi2	
+-----+				
1	28.2579	25	0.29612	
2	26.5660	25	0.37791	
3	27.7893	25	0.31765	
4	31.2130	25	0.18206	
5	23.8976	25	0.52530	
6	27.8600	25	0.31434	
7	25.7689	25	0.42001	
8	32.8767	25	0.13418	
9	22.4670	25	0.60866	
10	33.6388	25	0.11586	
11	18.9073	25	0.80154	
12	15.8820	25	0.91830	
+-----+				

H0: no autocorrelation at lag order

En conclusion, on pourrait penser que le VAR(3) à 5 variables sans constante est valide grâce aux différents tests précédemment présentés. On va s'en servir pour étudier les chocs et établir la prévision.

## Section 4 : Étude des chocs et prévision

### 4.1. Modèle structurel

Pour l'étude des chocs, comme nous comptons utiliser la décomposition de Choleski, nous devons ainsi choisir un ordre des chocs. Cette question est importante car différents choix mènent à différents résultats et à différentes conclusions. A cet effet, nous nous servons de l'ordre pris par Felix P. H. et Michael S.(2002) à savoir :

Prix du pétrole- taux de change- PIBgap-taux d'intérêt-indice des prix.

Jusqu'à présent, on a estimé un modèle VAR sous sa forme réduite; nous devons passer à la forme structurelle correspondante tout en respectant l'ordre choisi pour les variables et l'orthogonalisation de leurs chocs. Voici l'estimation de la matrice de variance covariance.

chol\_var[5,5]

	dlogPetrole	dlogtxchange	logPIBgap	dtInteret	dlogIPC
dlogPetrole	.26176585	0	0	0	0
dlogtxchange	.06192941	.11682493	0	0	0
logPIBgap	.01584346	.00609333	.04619557	0	0
dtInteret	.46133618	-.16525233	.36281213	1.1756395	0
dlogIPC	.0279466	.02791911	-.0239566	-.00956094	.04503357

### 4.2. Interprétation des chocs

Cette matrice indique les réponses des différentes variables, en particulier la réponse de l'indice des prix à la consommation, aux chocs émanant d'autres variables. L'analyse se fait à court terme et dans un modèle structurel. A l'exception des chocs répercutés à partir du PIBgap et du taux d'intérêt qui produisent des impacts négatifs, les répercussions sont plutôt positives pour les 3 autres. La lecture de la matrice nous révèle que tout choc qui ferait par exemple monter le prix du pétrole au niveau mondial de 1% entraînerait une hausse de 2.79% sur l'indice des prix au Burundi. Une lecture analogue se fait pour d'autres variables. Que peut-on dire du signe des chocs?

Le pétrole en tant qu'un des consommables dans la production et dans toute la chaîne de distribution de biens et dans le transport de personnes, influence inévitablement l'inflation dans le même sens. Ce canal de choc se combine avec un autre effet. Le pétrole devenant plus cher à importer impose une sortie de fonds additionnels qui

auraient servi notamment dans des projets d'investissements, la production de court terme (agriculture, élevage, activités de distribution) décline et l'inflation monte. Quant au signe du taux de change, les importateurs ont tendance à répercuter tout manque à gagner qui résulterait de la dépréciation de la devise locale sur les consommateurs. Les chocs directs sur l'indice de prix se passent de tout commentaire aussi en nature qu'en ampleur (la plus élevée). Par contre si le taux d'intérêt augmente, les encaisses tendent à baisser et partant la demande de consommation; exerçant ainsi un ralentissement sur la montée des prix. De même, comme les déviations du PIB (PIB moins sa tendance) évoluent dans le même sens que le PIB lui-même, on s'attend à ce qu'elles provoqueront un impact négatif sur le mouvement des prix. Nous ne pouvons passer sous silence l'effet du prix du pétrole sur l'indice des prix à la consommation qui est plus que double (2.79% suite à hausse de 1%). Nous pensons que cela renseigne sur la structure oligopolistique du secteur pétrolier, la faiblesse des structures privées de protection du consommateur et l'inefficacité des institutions étatiques en charge de la réglementation du commerce. Précisons que les prix des produits pétroliers sont réglementés par l'État au Burundi. De même, la réponse aux chocs subis par le taux de change tout aussi élevée (2.79% aussi) s'expliquerait également par cet état des structures socio- économiques du pays.

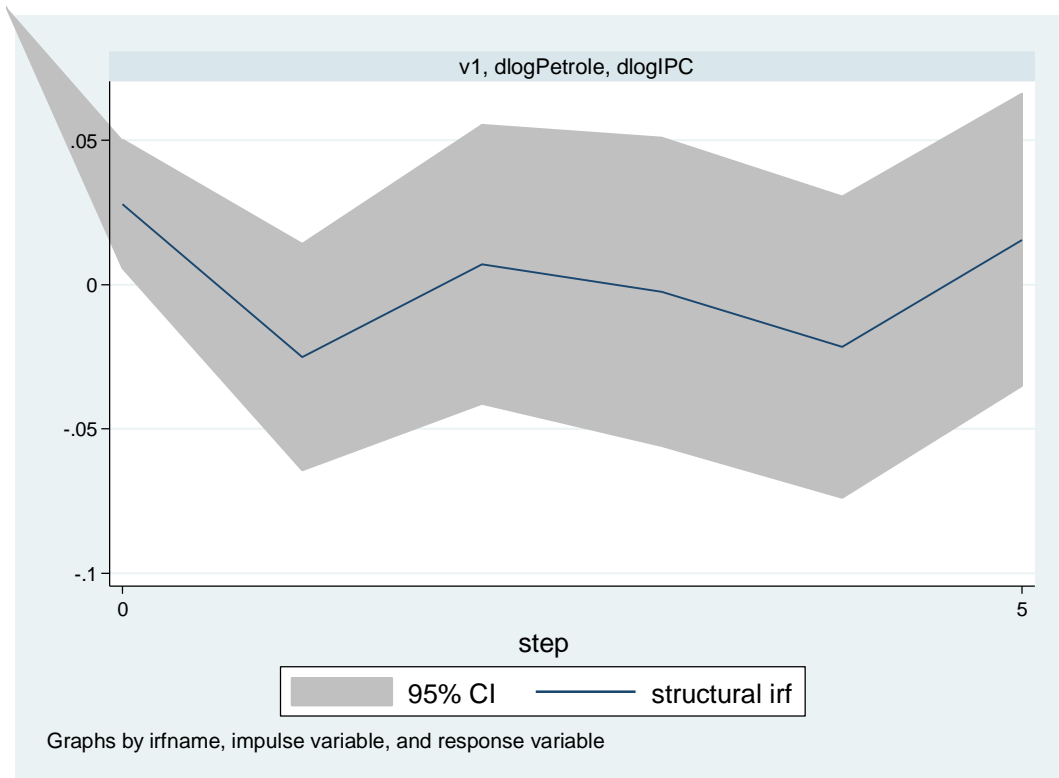
Voyons comment les réponses de l'indice des prix évoluent avec le temps.

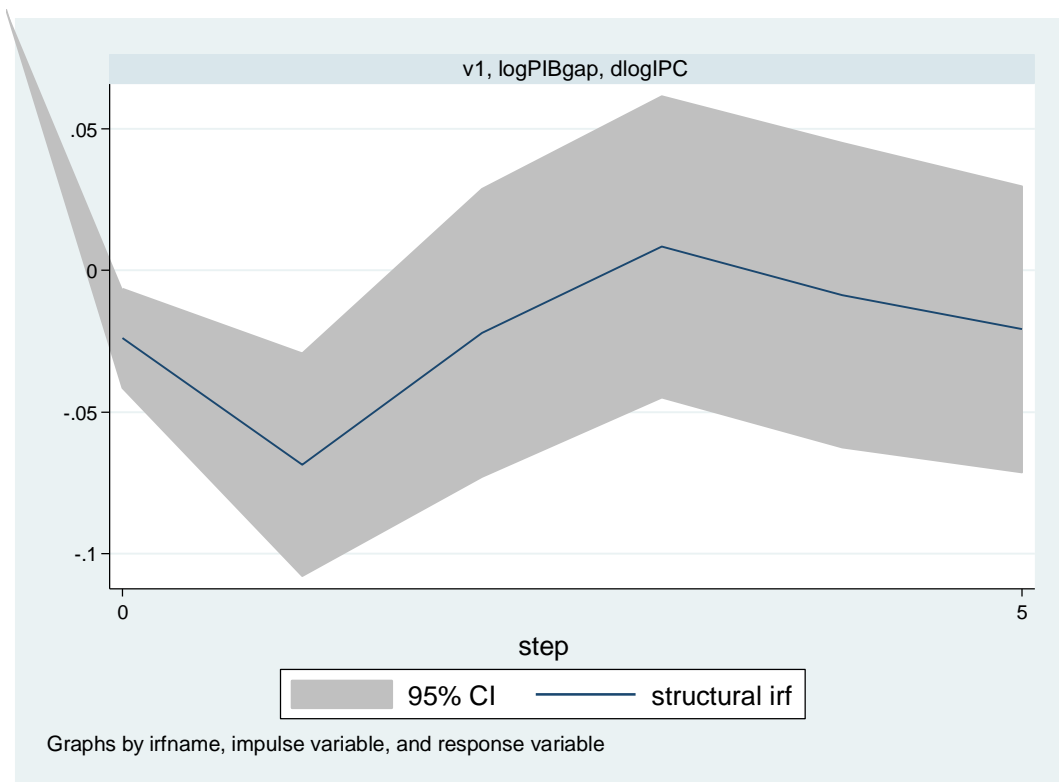
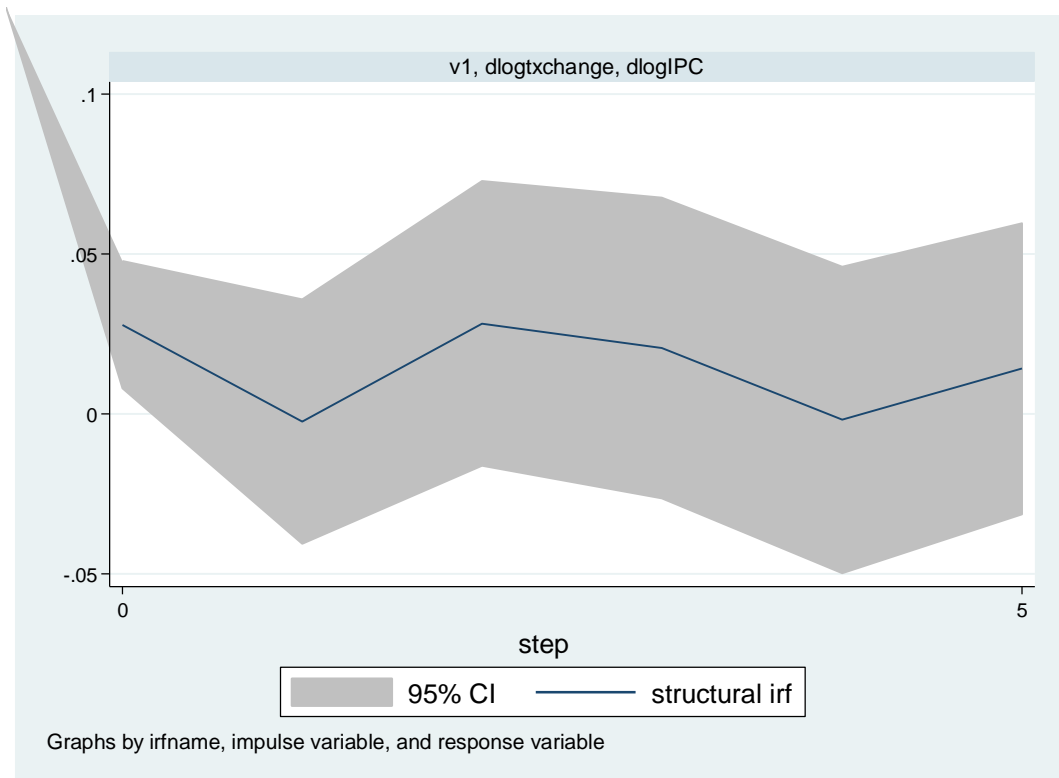


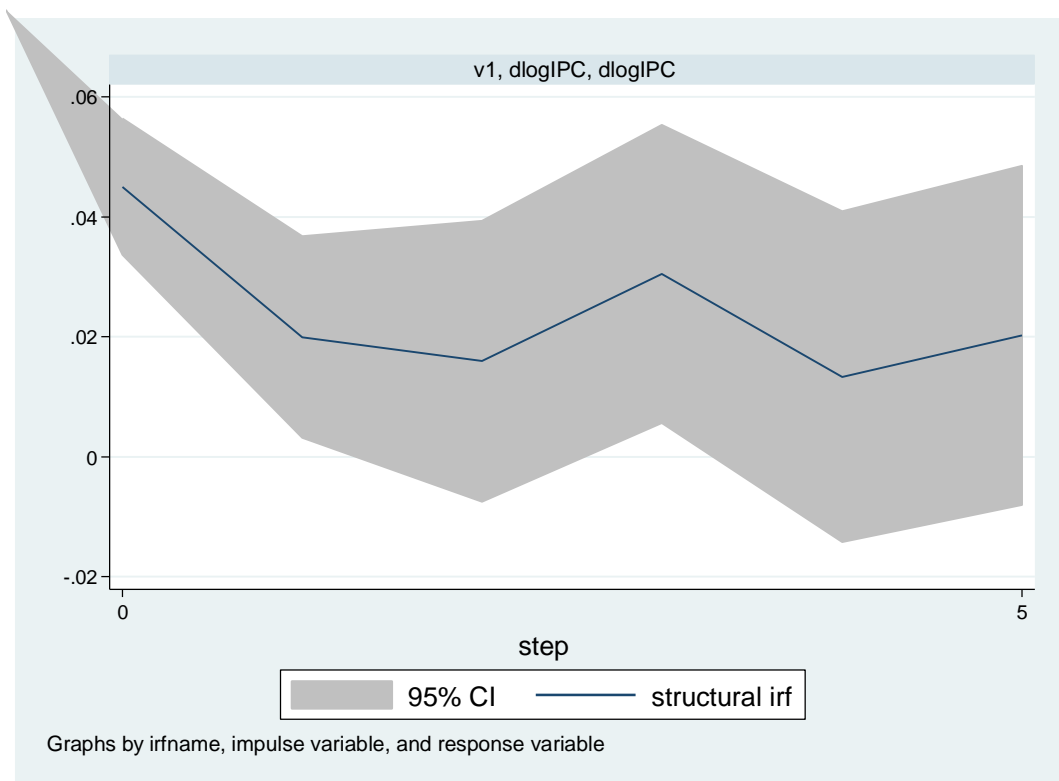
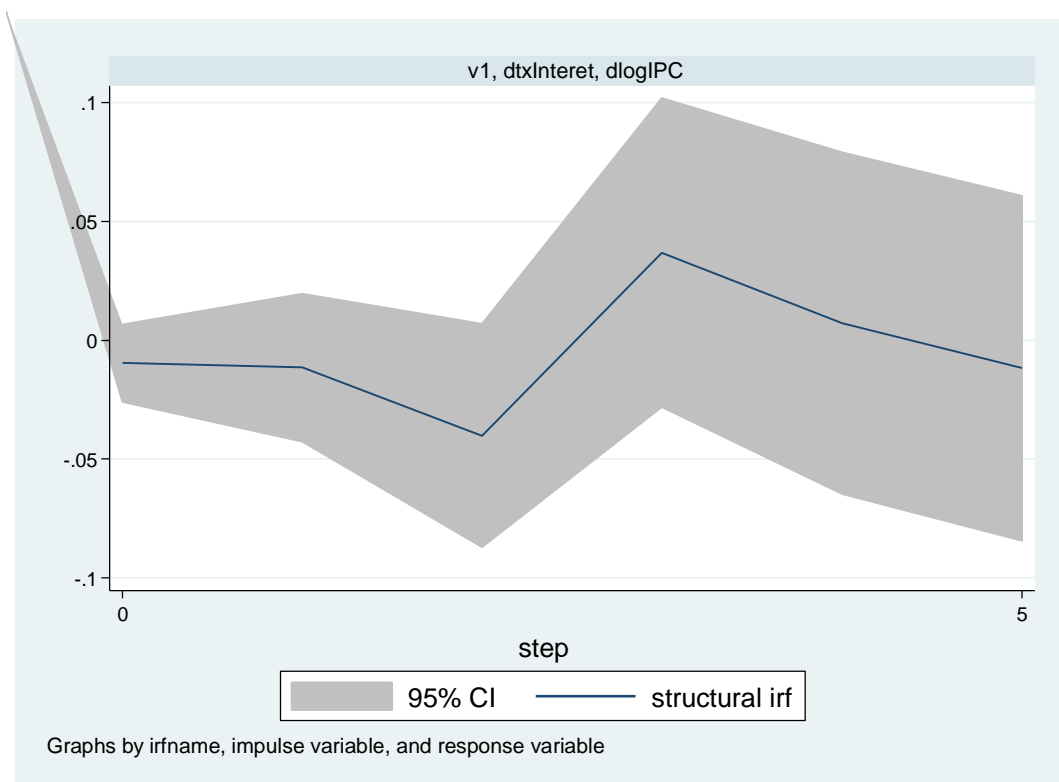
### 4.3. Fonctions de réponses

L'analyse des fonctions de réponses de l'inflation aux différents chocs se fait sur un horizon de 5 ans.

#### Graphiques







## Conclusion sur les fonctions de réponse

On remarque que les déviations du PIB, le prix du pétrole, le taux de change et l'indice des prix à la consommation peuvent induire des effets sur le niveau des prix au Burundi. L'effet négatif attendu des mouvements du taux d'intérêt ne sont malheureusement pas significatifs. A part les chocs directs provenant de l'indice des prix, de façon contemporaine, les mouvements du prix du pétrole exerceraient des chocs de grande ampleur suivis presque à exaecoquo du taux de change (2.794% contre 2.791%). A partir de la date de survenance, les chocs ne durent pas plus de 1 an à l'exception de ceux provenant du PIB qui durent 2 ans lesquels s'amplifient d'ailleurs passant de -2.396 à -6.857% la 2<sup>e</sup> année. La réponse rapportée ci haut est une moyenne annuelle qui cache de l'information sur sa distribution au sein de l'année considérée. La hausse de la fréquence des données pourrait même permettre de démasquer des réponses de l'IPC aux chocs des variables sans effet sur l'IPC quand on utilise les données annuelles. Cette hausse de la fréquence des données accroîtrait en même temps la taille de l'échantillon; ce qui présente des avantages évidents.

Pour cette dernière raison, nous pouvons considérer que les réponses de l'IPC sont raisonnables en ampleur et durée. Sur base de ces résultats, la Banque de République du Burundi peut avoir une idée sur la réponse à apporter ainsi que la durée de l'action en cas de survenance de tel ou tel autre choc. A titre d'exemple, on ne devrait pas se décourager de ne pas obtenir à court terme la baisse du niveau des prix malgré une politique de hausse de la production récemment mise en vigueur. Comme les chocs du taux d'intérêt ne sont pas significatifs en plus de leur faible ampleur, nous pensons que la Banque de la République de Burundi n'utilise pas cet instrument dans la conduite de la politique monétaire du pays.

## 4.4. Décomposition de la variance

Results from v1

	(1)	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)	(3)	(3)	(3)
step	fevd	Lower	Upper	fevd	Lower	Upper	fevd	Lower	Upper
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	.183602	-.066754	.433958	.183241	-.044121	.410602	.134918	-.047306	.317141
2	.139373	-.036573	.315319	.07759	-.029922	.185102	.521236	.22308	.819392
3	.109593	-.040555	.259741	.118967	-.080732	.318666	.432512	.082227	.782796
4	.091006	-.034387	.216398	.124922	-.080828	.330672	.361987	.076513	.647461
5	.114576	-.0705	.299652	.119379	-.079196	.317955	.349885	.072556	.627215

	(4)	(4)	(4)	(5)	(5)	(5)
step	fevd	Lower	Upper	fevd	Lower	Upper
0	0	0	0	0	0	0
1	.021489	-.050991	.093969	.476751	.229941	.723561
2	.022159	-.061492	.105811	.239643	.055948	.423337
3	.137846	-.137845	.413536	.201083	.040975	.36119
4	.198069	-.058345	.454482	.224017	.045162	.402872
5	.191922	-.058512	.442356	.224237	.039982	.408493

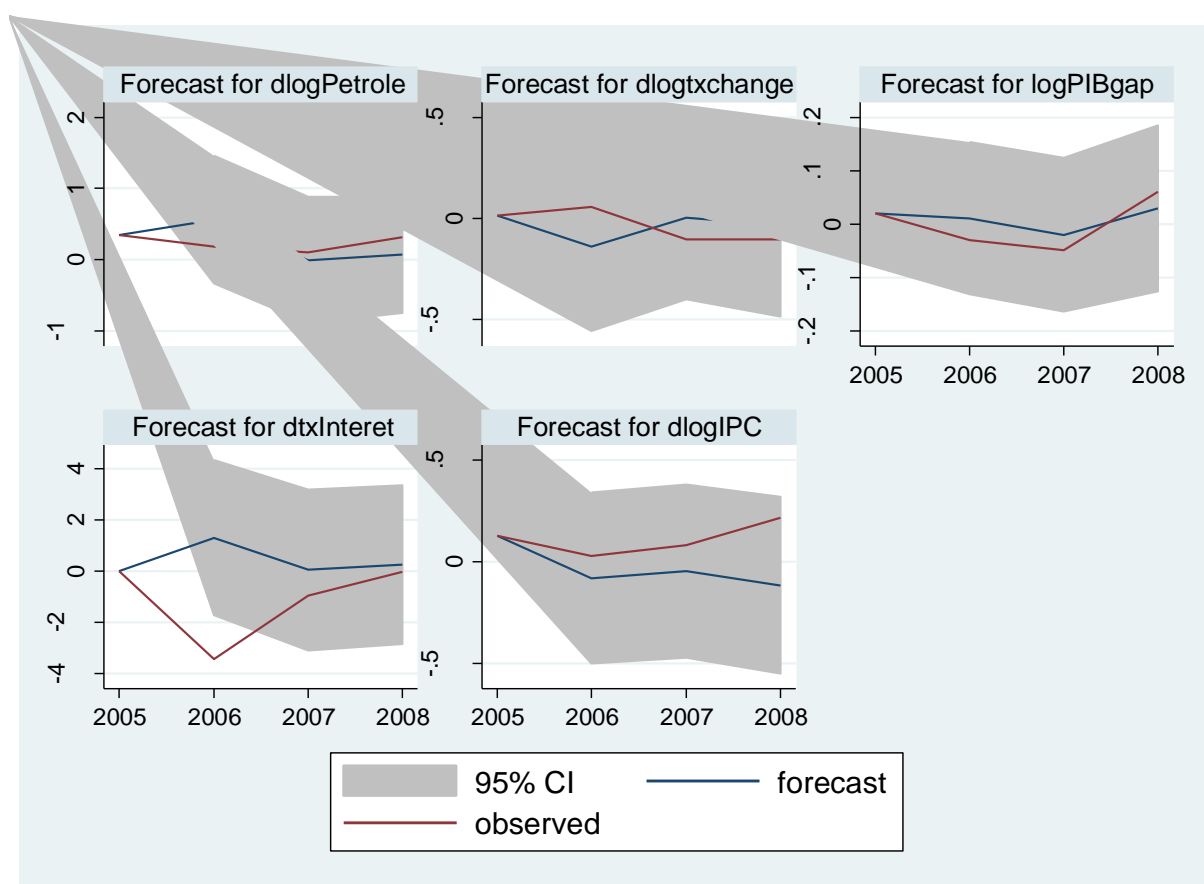
95% lower and upper bounds reported

- (1) irfname = v1, impulse = dlogPetrole, and response = dlogIPC
- (2) irfname = v1, impulse = dlogtxchange, and response = dlogIPC
- (3) irfname = v1, impulse = logPIBgap, and response = dlogIPC
- (4) irfname = v1, impulse = dtxInteret, and response = dlogIPC
- (5) irfname = v1, impulse = dlogIPC, and response = dlogIPC

On voit que les variations des prix sont essentiellement expliquées par des actions directes sur les prix (près de la moitié) et des variations du PIB. Cela serait dû au fait que l'État réglemente les prix de beaucoup de produits et services : l'énergie, le transport (même privé), les salaires, les bières,... Avec un budget national sans cesse croissant, l'État intervient fréquemment pour augmenter les taxes incorporées dans les prix de ces biens.

#### 4.5. Prévision

J'estime le modèle structurel pour la période 1975-2005 pour faire une prévision en échantillon sur 3 ans. Compte tenu de la faible taille de l'échantillon, j'ai estimé les écarts types par bootstrap paramétrique avec 200 répliques.



On voit que la prévision en échantillon est bonne à l'exception du cas du taux d'intérêt où l'intervalle de confiance de la valeur prévue par le modèle ne couvre pas la valeur observée en 2006. Mais pour les 2 années suivantes, les valeurs prévues et réalisées se retrouvent au sein de l'intervalle de confiance.

## Section 5 : Conclusion générale et recommandations

L'inflation demeure l'un des principaux problèmes pour les pays surtout ceux non encore développés. Elle entrave le développement, provoque des tensions voire des révoltes sociales. « If you can't explain it, you don't understand it », affirment certains. La maîtrise de l'inflation cad la maintenir à des niveaux aussi bas que stables exige de connaître au préalable ses principales causes, leurs importances respectives, son évolution future, sa réaction face aux perturbations de l'Économie. L'inflation a été abordée dans la littérature sous l'angle de sa relation avec le taux de change ou via la courbe de Phillips sous ses différentes formes. Malheureusement, au Burundi, on ne trouve pas de publications sur ce thème alors que comprendre et expliquer l'inflation est plus qu'une nécessité surtout pour une Banque centrale ayant entre autres mandats la conduite de la politique monétaire. La raison de nécessité doublée du vide a motivé le choix de notre sujet de recherche.

Le but initial de notre travail était d'identifier et de quantifier les principaux déterminants de l'inflation au Burundi. Évitant de nous perdre dans la vaste littérature existant sur ce thème et tenant compte de la disponibilité des données sur ce pays, nous nous sommes résolu à considérer 7 variables que sont le prix du pétrole, les déviations du PIB, le taux de change, le taux d'intérêt de court terme, le déficit budgétaire, la tendance de long terme de l'inflation et les propres retards de l'inflation. Les résultats sur l'étude de la cointégration nous poussent à omettre la tendance de long terme. De même, au regard des estimations économétriques réalisées avec les 6 variables restantes, nous avons aussi exclu du modèle la variable déficit budgétaire qui ne présente pas de pouvoir explicatif; et de ne garder que 5 variables. Encore une fois, l'étude de la cointégration ne nous recommande pas d'adopter une spécification VECM. Nous avons alors estimé un modèle VAR(3) à 5 variables. Contre nos attentes, le modèle sans constante est mieux que celui avec constante car il passe les différents tests de validation.

Après avoir testé la validité du modèle grâce aux tests de Box Pierce, Bartlett et de Lagrange, nous avons successivement procédé à l'étude des fonctions de réponse, de la décomposition de la variance et de la prévision en échantillon. En vue d'évaluer l'effet des chocs des différentes variables sur l'indice des prix à la consommation et voulant nous servir de la décomposition de Choleski, nous avons retenu l'ordre des chocs choisi par Felix P. H. et Michael S.(2002). L'action directe sur les prix, le prix du pétrole et le taux de change exerceraient un effet contemporain sur l'indice des prix à la consommation alors que l'impact des chocs sur le PIB s'observerait même 1 an plus tard. Quant à l'ampleur des chocs, le prix du pétrole passe avant le taux de change et le PIB (hors mis l'effet direct sur les prix) pour ce qui est de la période contemporaine. Cependant, il sied de signaler l'importance du choc du PIB sur l'indice des prix l'année suivante : une hausse de 1% du PIB provoquerait une baisse de 6.857% du niveau général des prix l'année suivante!

Les variations de l'indice des prix s'expliqueraient en grande partie par des actions directes sur les prix et par le PIB au moment où le prix du pétrole, le taux de change et le taux d'intérêt ont des parts aussi faibles que non statistiquement significatives. Au Burundi, l'État régleme pas mal de prix : les salaires publics dans un pays où le

secteur privé est très étroit, le pétrole et ses dérivés, le transport, les bières, l'eau, l'électricité,...La hausse des salaires non justifiée par la productivité gonfle les charges publiques que l'État essaie d'assumer au coût d'une forte imposition fiscale qui ne fait qu'aggraver la hausse des prix. L'agriculture qui constitue l'essentiel de la production du pays reçoit malheureusement une faible part dans le budget national. La guerre civile qui a duré plus d'une décennie et l'insécurité qui subsiste font baisser la production nationale. De même, des pratiques comme la corruption et les entraves administratives ne permettent pas au pays d'attirer des capitaux étrangers tant publics que privés. Or, de tels investissements augmenteraient à la fois la production et l'assiette imposable. Le gouvernement doit s'imposer une austérité surtout pour ce qui est du budget de fonctionnement. A titre d'exemple, le budget actuel a connu une croissance d'environ 25% en une seule année alors que les ressources ne suivent pas. Il faut allouer le peu de ressources financières dans les domaines productifs comme l'agriculture, l'éducation (pour un développement durable, de long terme), l'élevage, débiter l'industrialisation du pays au lieu de continuer à privilégier des secteurs budgétivores comme la Police et la Défense sans production en retour. Ceci ferait augmenter la production et si, en même temps on investit dans les secteurs exportateurs, la rentrée des devises provoquerait l'appréciation de la monnaie locale en plus de limiter l'inflation provenant des déséquilibres entre l'offre et la demande agrégées. La bonne gouvernance économique, le maintien de la sécurité sont autant de facteurs qui permettent l'entrée de devises étrangères via la coopération internationale et l'investissement privé étranger. Le secteur d'importation du pétrole étant oligopolistique, l'État doit protéger le consommateur par une efficace réglementation. Cette attitude doit aussi prévaloir dans d'autres domaines d'importation où les firmes peuvent invoquer la dépréciation de la monnaie domestique pour en profiter frauduleusement et provoquer un pass-through plus que proportionnel.

## Références bibliographiques

1. An, Lian (2006): "Exchange Rate Pass-Through: Evidence Based on Vector Autoregression with Sign Restrictions", Munich Personal RePEc Archive, Paper no527, November 2007.
2. Bouakez, H. et Rebei, N. (2008), "Has exchange rate pass-through really declined? Evidence from Canada », *Journal of International Economics* 75 (2008) 249–267.
3. Bouakez, H., Rebei, N. et Désiré V. (2007), « Optimal pass-through of oil prices », *JEL*, E31, F41, E62.
4. Boughattas Ghazzi Nejla, « Dynamique de l'inflation et de l'output dans la structure néokeynésienne standard et les implications de l'implication de la rigidité des salaires réels », 5<sup>e</sup> Colloque International sur « Finance et Stratégies de Développement ».
5. Cogley et Sbordone (2008), "Trend, Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", *American Economic Review*, Vol 98, numéro 5, page 2101-2126.
6. Ehsan U. Choudhri, Dalia S. Hakura (2006), Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?, *Journal of International Money and Finance*, Volume 25, Issue 4, Pages 614-639.
7. Felix P. H. et Michael S. (2002), "Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective », *Centre for European Economic Research*, Discussion Paper 02-20.
8. Fuhrer J. et G. Moore (1995), « Inflation persistence », *Quarterly Journal of Economics*, 110-1, pp. 127-160.
9. James H. Stock et Mark W. Watson (2007), « Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1.
10. John F. Boschen Charles L. Weise (2003), "What Starts Inflation: Evidence from the OECD Countries", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, No. 3, pp. 323-349.
11. Jordi Gali et Mark Gertler (1999), « Inflation dynamics: a structural econometric analysis », *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 195-222.
12. Jose', M.C. et Linda, S.G. (2005), « Exchange Rate Pass-through Into Import Prices », *The Review of Economics and Statistics*, 87(4): 679–690.



13. Libérat MFUMUKEKO et Olivier Gahungere, « Analyse de l'évolution alimentaire au Burundi : construction d'un modèle de prévision et impact sur la sécurité alimentaire », Rapport d'étude de la FAO, Bujumbura, 2009.
14. Mohamed Safouane B. A. (2004), "Dynamiques de l'inflation américaine autour des changements structurels : essais théoriques et empiriques", Thèse de Doctorat, Université d' Aix-MarseilleII, France, 2004.
15. Sahminan (2002), « Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Empirical Evidences from Some Southeast Asian Countries », University of North Carolina at Chapel Hill.
16. Zaky, Z.R (2008), "Exchange rate pass-through to Canadian exports prices: an industry-based approach", Université de Montréal, Rapport de recherche.

## Annexe1 : Stationnarité des variables

	DF	DFGLS	PP	Conclusion
<b>logIPC</b>	-2.064 (***) ; P= 0.5663 ; L=1 -2.223 (***) ; P=0.4769 ; L=3	AVP (***) ; L=q	0.6548 (***)	I (?)
<b>dlogIPC</b>	-2.729 (***) ; P=0.2242 ; L=8 -2.491 (***) ; P=0.3326 ; L=2 -3.687 (5) ; P=0.0232 ; L=1	-2.677 (10) ; L=8	0.0042 (5)	I (1)
<b>logPetrole</b>	1.068 (***) ; P= 1.0000 ; L=13 -1.047 (***) ; P= 0.9375 ; L=1	AVP (***) ; L=q	0.6548 (***)	I (?)
<b>dlogPetrole</b>	0.659 (***) ; P=0.9970 ; L=14 -2.699 (***) ; P= 0.2365 ; L=4 -3.897 (5) ; P= 0.0122 ; L=1	-3.637 (5) ; L=1	0.0001 (1)	I (1)
<b>logtxchange</b>	1.944 (***) ; P=1.0000 ; L=14 -1.822 (***) ; P=0.6940 ; L=1	AVP (***) ; L=q	0.8076 (***)	I (?)
<b>dlogtxchange</b>	-1.259 (***) ; P= 0.8978 ; L=13 -3.073 (***) ; P= 0.1129 ; L=1 -4.481 (1) ; P= 0.0016 ; L=6	-4.487 (1) ; L=6 -3.998 (1) ; L=7	0.0012 (1)	I (1)
<b>logPIBgap</b>	-6.121 (1) ; P= 0.0000 ; L=1	-5.276 (1) ; L=1	0.0017 (5)	I (0)
<b>DeficitPIB</b>	-3.510 (10) ; P= 0.0383 ; L=5	-3.269 (5) ; L=5	0.0059 (5)	I (0)
<b>txInteret</b>	-0.485 (***) ; P= 0.9840 ; L=14 -2.308 (***) ; P= 0.4296 ; L=3 -1.300 (***) ; P= 0.8878 ; L=1	AVP (***) ; L=q	0.7749 (***)	I (?)
<b>dttxInteret</b>	-1.951 (***) ; P=0.6278 ; L=2 -3.627 (5) ; P= 0.0277 ; L=1	-3.098 (10) ; L=1	0.0000 (1)	I (1)
<b>TrendIPC</b>	-1.532 (***) ; P=0.8179 ; L=2 -3.276 (***) ; P= 0.0702 ; L=3		0.7401 (***)	I (?)
<b>dTrendIPC</b>	-5.462 (1) ; P= 0.0000 ; L=1	-5.203 (1) ; L=1	0.6988 (***)	I (1)

**Légende :**

Pour le test DF, nous indiquons la valeur de la statistique, le niveau Alpha auquel elle est inférieure à la valeur critique (voir (.)), la P\_value de Mackinnon P, le nombre de retard L considéré pour le test.

Pour le test DFGLS, idem sauf qu'il n'y pas de p\_value.

(\*\*\*) : ne passe pas tout  $\alpha \leq 10$ .

AVP : Aucune Valeur ne Passe à...

$L=q$  : pour tout lag parmi ceux suggérés par le critère Schwert (du test dfpls).

La p\_value en rouge pour PP signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire même à 10%. Mais comme 2 tests sur 3 passent, j'ai considéré que TrendIPC est  $I(1)$ .

DeficitPIB =  $(\text{Deficit}/\text{PIB}) \times 100$ . logPIBgap = Déviations du logPIB. TrendIPC = Tendance de logIPC et non IPC.

## Annexe 2 : Le modèle au complet

Sample:	1979 - 2008	No. of obs	=	30
Log likelihood	= 124.169	AIC	=	-3.27793
FPE	= 4.25e-08	HQIC	=	-2.157293
Det (Sigma_ml)	= 1.75e-10	SBIC	=	.2250631

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
-----					
dlogIPC	15	.065221	0.8760	211.8991	0.0000
dlogPetrole	15	.261766	0.5546	37.36131	0.0011
dlogtxchange	15	.132224	0.5500	36.67103	0.0014
logPIBgap	15	.049216	0.4815	27.8581	0.0225
dtxInteret	15	1.32435	0.3531	16.3755	0.3575
-----					

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----							
dlogIPC							
	dlogIPC						
	L1.	.442865	.1285326	3.45	0.001	.1909457	.6947842
	L2.	.2777436	.1383409	2.01	0.045	.0066004	.5488867
	L3.	.1923993	.1394121	1.38	0.168	-.0808434	.465642
	dlogPetrole						
	L1.	-.0420606	.0433698	-0.97	0.332	-.1270639	.0429427
	L2.	.0671889	.0427592	1.57	0.116	-.0166176	.1509953
	L3.	-.1968286	.0463019	-4.25	0.000	-.2875788	-.1060785
	dlogtxchange						

L1.		-.0725401	.090302	-0.80	0.422	-.2495287	.1044485
L2.		.1627928	.0810897	2.01	0.045	.00386	.3217256
L3.		-.0633487	.0867716	-0.73	0.465	-.2334179	.1067205
logPIBgap							
L1.		-1.206019	.2966175	-4.07	0.000	-1.787379	-.6246594
L2.		.4638398	.230534	2.01	0.044	.0120014	.9156781
L3.		-.2105828	.2529808	-0.83	0.405	-.7064159	.2852504
dtxInteret							
L1.		-.0062041	.0089949	-0.69	0.490	-.0238339	.0114257
L2.		-.0315307	.0096299	-3.27	0.001	-.0504049	-.0126564
L3.		.0661307	.014192	4.66	0.000	.0383149	.0939466
-----+-----							
dlogPetrole							
dlogIPC							
L1.		.8837104	.5158644	1.71	0.087	-.1273653	1.894786
L2.		-.6898612	.55523	-1.24	0.214	-1.778092	.3983695
L3.		.0424898	.5595292	0.08	0.939	-1.054167	1.139147
dlogPetrole							
L1.		.12304	.1740644	0.71	0.480	-.2181199	.4641999
L2.		-.0933827	.1716136	-0.54	0.586	-.4297392	.2429739
L3.		.0642076	.1858325	0.35	0.730	-.3000173	.4284325
dlogtxchange							
L1.		-.0395073	.3624261	-0.11	0.913	-.7498495	.6708348
L2.		.2914203	.3254526	0.90	0.371	-.3464551	.9292957
L3.		-1.103083	.348257	-3.17	0.002	-1.785654	-.4205115

logPIBgap							
L1.		-3.17423	1.190472	-2.67	0.008	-5.507512	-.8409483
L2.		1.747303	.9252463	1.89	0.059	-.0661459	3.560753
L3.		-2.170255	1.015336	-2.14	0.033	-4.160277	-.180233
dtxInteret							
L1.		-.0620824	.0361011	-1.72	0.085	-.1328393	.0086746
L2.		.0042671	.0386495	0.11	0.912	-.0714846	.0800187
L3.		.0777877	.0569595	1.37	0.172	-.0338509	.1894264
-----+-----							
dlogtxchange							
dlogIPC							
L1.		.6299185	.2605761	2.42	0.016	.1191988	1.140638
L2.		-.4447036	.2804606	-1.59	0.113	-.9943962	.1049891
L3.		-.7943913	.2826323	-2.81	0.005	-1.34834	-.2404423
dlogPetrole							
L1.		.1272602	.0879243	1.45	0.148	-.0450682	.2995886
L2.		.1710925	.0866863	1.97	0.048	.0011904	.3409946
L3.		.047396	.0938686	0.50	0.614	-.1365832	.2313751
dlogtxchange							
L1.		-.1076675	.1830705	-0.59	0.556	-.4664791	.2511442
L2.		.4148785	.1643943	2.52	0.012	.0926716	.7370853
L3.		.2088136	.1759134	1.19	0.235	-.1359702	.5535975
logPIBgap							
L1.		-.1034402	.6013371	-0.17	0.863	-1.282039	1.075159
L2.		.8870422	.4673651	1.90	0.058	-.0289765	1.803061
L3.		-.792682	.5128717	-1.55	0.122	-1.797892	.2125281

dtxInteret							
L1.		.0115438	.0182356	0.63	0.527	-.0241973	.0472849
L2.		.0306256	.0195228	1.57	0.117	-.0076385	.0688896
L3.		.0439511	.0287717	1.53	0.127	-.0124404	.1003425
-----+-----							
logPIBgap							
dlogIPC							
L1.		.0151101	.0969896	0.16	0.876	-.1749861	.2052063
L2.		-.1363046	.1043909	-1.31	0.192	-.340907	.0682978
L3.		.1198233	.1051992	1.14	0.255	-.0863634	.3260099
dlogPetrole							
L1.		.0175583	.0327265	0.54	0.592	-.0465845	.081701
L2.		.0252048	.0322657	0.78	0.435	-.0380349	.0884444
L3.		-.0316947	.0349391	-0.91	0.364	-.100174	.0367846
dlogtxchange							
L1.		.0330399	.0681411	0.48	0.628	-.1005142	.166594
L2.		-.0456586	.0611896	-0.75	0.456	-.1655879	.0742708
L3.		.0186793	.0654771	0.29	0.775	-.1096535	.1470121
logPIBgap							
L1.		.1360871	.2238251	0.61	0.543	-.302602	.5747763
L2.		-.5846475	.1739591	-3.36	0.001	-.925601	-.243694
L3.		-.1739547	.1908972	-0.91	0.362	-.5481063	.2001969
dtxInteret							
L1.		-.0014536	.0067875	-0.21	0.830	-.0147569	.0118497
L2.		.0068086	.0072666	0.94	0.349	-.0074337	.021051

